



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

42

**Modelo Estrutural com Setor Externo:
Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio**

Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella
Junho, 2002

ISSN 1519-1028

CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 42	Jun	2002	P. 1-30
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(e-mail: conep.depep@bcb.gov.br , workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 43.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil
Demap/Disud/Subip
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo
70074-900 - Brasília (DF)
Telefone (61) 414-1392
Fax (61) 414-3165

Tiragem: 450 exemplares

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço:	Secre/Surel/Dinfo Edifício-Sede, 2º subsolo SBS - Quadra 3, Zona Central 70074-900 - Brasília (DF)
Telefones:	(61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406
DDG:	0800 992345
Fax:	(61) 321 9453
Internet:	http://www.bcb.gov.br
E-mail:	cap.secre@bcb.gov.br dinfo.secre@bcb.gov.br

Modelo Estrutural Com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio^{*}

Marcelo Kfoury Muinhos^{**}

Sérgio Afonso Lago Alves^{**}

Gil Riella^{**}

Resumo

Este trabalho apresenta um modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo. A taxa de câmbio nominal é prevista por meio de uma equação derivada da condição de paridade descoberta de juros (*UIP - Uncovered Interest Parity*), estimada, em termos mensais, com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o spread do C-Bond estimado como função de indicadores fiscais, de variáveis externas e de choques externos e domésticos. O novo modelo estrutural, incluindo as equações estimadas para o câmbio, o risco, a balança comercial e outras equações de variáveis estratégicas do setor externo, é submetido a dois tipos de choques, um no prêmio de risco e outro na própria inflação. As simulações mostram que o câmbio nominal é pouco afetado pelos choques na inflação.

Abstract

This paper presents a small-scale structural model to the Brazilian economy with an external block on it. The nominal exchange rate forecast is based in an uncovered interest rate, which is estimated in monthly terms since the switching of the exchange regime in 1999. As a risk premium measurement, the C-Bond spread is estimated as a function of the fiscal and external variables and domestic and external shocks. The new structural model, with estimated equation for the nominal exchange rate, risk premium, trade balance and other external equations for key external sector variables, is submitted to a shock in the risk premium and in the inflation. Simulations show that the nominal exchange rate is not affected by a shock in inflation.

Palavras-chave: prêmio de risco, paridade descoberta de juros, taxa de câmbio nominal

Classificação JEL: E52, E58, 9F31, F32

* A visão apresentada no texto representa o ponto de vista dos autores e não reflete a do Banco Central do Brasil ou de seus membros.

** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. Endereço: SBS – Quadra 03 - Bloco B - 9º andar – CEP: 70074-900. E-mails: marcelo.muinhos@bcb.gov.br, sergio.lago@bcb.gov.br, gil.riella@bcb.gov.br

1. Introdução

Os modelos estruturais de pequena escala são fundamentais no apoio às decisões de política monetária, pois possuem grande capacidade de previsão para as variáveis-chaves da economia no curto prazo. Por outro lado, modelos mais compreensivos que atentem por incorporar todos os grandes blocos da economia e que sejam consistentes em termos de fluxos e estoques são melhores para a análise de longo prazo de políticas econômicas alternativas. São também mais eficientes para analisar os impactos de choques adversos e as respostas de política das autoridades sem sofrerem da conhecida crítica de Lucas. Podem, além disso, apresentar condições de equilíbrio de longo prazo mais compatíveis com as decisões ótimas dos agentes econômicos. Há também os modelos de larga escala que não apresentam fundamentos microeconômicos, seguindo uma tradição keynesiana, mas ainda assim são úteis para discutir as restrições de longo prazo em termos de produção agregada e em termos de equilíbrio externo e fiscal.

Dentre os principais modelos estruturais de grande escala com micro-fundamentos, podemos citar o MÚLTIMOD do FMI, o QPM do Banco do Canadá, o FRB/US do Federal Reserve americano, e o MM (*Macroeconomic Model*) do Banco da Inglaterra.

Os modelos do FMI e do Banco do Canadá têm estrutura bastante similar a um modelo de *steady-state* que garante as condições de equilíbrio compatíveis com equações de comportamento ótimo dos agentes. Além disso, o modelo do FMI garante a convergência da taxa de crescimento de longo prazo com o nível de serviço da sua dívida externa compatível com a posição da balança comercial. Já a parte dinâmica apresenta uma relação não linear entre desemprego e inflação que reflete as restrições de curto prazo nos contratos de salário. O modelo do FMI apresenta frequência anual enquanto que, no modelo do Banco do Canadá, a frequência é trimestral.

O modelo do FED também apresenta esta estrutura dual e dá bastante importância à formação das expectativas dos agentes. No lado financeiro, o equilíbrio baseia-se em evitar situações de arbitragem. E, no mercado de bens, as expectativas são “*modelo-consistentes*”. Na parte dinâmica, o ajuste baseia-se em modelos de correção de erros, sendo que as fricções vêm de testes estatísticos, ao invés de *priors*.

Dentre os modelos de tradição keynesiana, podemos citar o modelo do Fundo Monetário Internacional de Programação financeira, que segue a famosa vertente monetarista do balanço de pagamentos, que deu origem ao programas do fundo que ainda são aplicados e que usam como meta de desempenho o de crédito interno líquido, como forma de evitar o crescimento da oferta monetária muito acima do piso de reservas internacionais. Já o Banco Mundial apresenta uma linha de modelos de crescimento de dois hiatos, o de poupança doméstica e de poupança externa, chamado de RMSM-X. Dentro do Brasil, podemos citar a experiência do IPEA em confeccionar um modelo macroeconômico também de cunho keynesiano, elaborada pelo Grupo GAMMA da diretoria de macroeconomia, baseado nas contas nacionais, no balanço de pagamentos e nos orçamentos fiscais.¹

Este artigo é o primeiro documento que tenta retratar o esforço do Departamento de Pesquisa do Banco Central do Brasil em construir um modelo mais compreensivo para a economia brasileira. O objetivo deste trabalho é apresentar um modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo. Como será explicado posteriormente, são mantidas as equações de Phillips, IS e a regra de juros apresentadas em Bogdanski et *alli* (2000). A novidade maior é a endogenização da taxa de câmbio nominal e do prêmio de risco soberano. A taxa de câmbio nominal é prevista por meio de uma equação derivada da condição de paridade descoberta de juros (UIP - *Uncovered Interest Parity*), estimada, em termos mensais, com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o *spread* do C-Bond em relação aos juros do título do tesouro americano, estimado como função de indicadores fiscais, de solvência e liquidez. Dentre estas, uma bastante importante é o saldo de transações correntes, também endogenizado na série de equações do bloco externo.

O novo modelo estrutural, incluindo as equações estimadas para o câmbio, o risco, a balança comercial e outras equações de variáveis estratégicas do setor externo, é submetido a dois tipos de choques, um no prêmio de risco e outro na própria inflação. As simulações mostram que o câmbio nominal é pouco afetado nos choques na inflação.

¹ Uma resenha sobre os modelos do Fundo Monetário Internacional e do Banco Mundial ver Agenor e Montiel (1996), já uma descrição do modelo do IPEA pode ser encontrada no IPEA –Textos para Discussão nº 619.

O artigo é organizado na seguinte maneira. A seção 2 apresenta a estimação da UIP e do prêmio de risco. Na seção 3, são apresentadas as equações estimadas do bloco externo. Na 4ª seção, são feitas as simulações e, na última, são apontadas as conclusões do artigo.

2. Estimação de Equação Tipo UIP e Endogenização do Prêmio de Risco

O modelo estrutural de pequena escala, utilizado pelo Banco Central do Brasil como uma das ferramentas de apoio ao processo de decisão da política monetária, pode ser resumido em quatro equações básicas, conforme descrito em *Bogdanski et alli* (2000): uma equação do tipo IS expressando o hiato do produto, uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação, uma condição de paridade descoberta de juros modelando a desvalorização esperada da taxa de câmbio nominal e uma regra de taxas de juros como a regra de Taylor comum, que é utilizada nas simulações. Dentre essas equações, a condição de paridade descoberta de juros (UIP – Uncovered Interest Parity), pode ser representada conforme a **Equação 1**.

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^f - x_t \quad (1)$$

onde:

$E_t(e_{t+1})$	é o logaritmo natural do valor esperado, no instante t , da taxa de câmbio nominal para o instante $t+1$: $\ln[E_t(\text{câmbio}_{t+1})]$;
e_t	é o logaritmo natural do câmbio nominal no instante t : $\ln(\text{câmbio}_t)$;
i_t	é o logaritmo natural da taxa de juro nominal da economia doméstica (latente) no período t , compreendido entre os instantes t e $t+1$: $\ln[(1+\text{juro.nom}\%)]$;
i_t^f	é o logaritmo natural da taxa de juro nominal da economia estrangeira (latente) no período t , compreendido entre os instantes t e $t+1$: $\ln[(1+\text{juro.nom}^f\%)]$;
x_t	é o logaritmo natural do prêmio de risco soberano no período t , compreendido entre os instantes t e $t+1$: $\ln(\text{prêmio}_t)$.

A **Equação 1** deriva de uma relação de arbitragem entre títulos no exterior e no país. A depreciação esperada é explicada pelo diferencial das taxas de juros externas e internas, levado em conta o prêmio de risco embutido no título doméstico.

Apesar ser originada por meio de uma condição de arbitragem, resultados empíricos indicam que a relação da UIP não é observada em geral. Em exercícios econométricos realizados para séries de câmbio de países industrializados, em que se supõe que o *prêmio de risco* é nulo, é comum a estimação de parâmetros multiplicando o diferencial de juros $(i_t - i_t^f)$ com sinais próximo de zero, ou até negativos, rejeitando-se, em alguns casos, a hipótese nula de que são iguais a 1. Outros trabalhos concluem que a variação da taxa de câmbio nominal segue um processo de ruído branco, conhecido por *random walk*. Alguns exemplos são Froot e Thaler (1990), King (1998) e Wadhwani (1999).

Por outro lado, há trabalhos indicando que a constatação da UIP depende do tamanho do horizonte considerado na constatação empírica, do fato de o país ser ou não industrializado ou emergente, ou ser fixo ou flutuante o regime de câmbio adotado. Como exemplo, podem-se citar os trabalhos de Bansal e Dahlquist (1999), Wadhwani (1999), King (1998), Meredith e Chinn (1998), Frankel e Rose (1994) e MacCallum (1994). Como justificativa para essa não constatação, Wadhwani (1999) comenta que a UIP é uma “...camisa de força que obriga variáveis como desemprego e crescimento à somente afetar as taxas de câmbio por meio das taxas de juros.” Outras causas são a assimetria de informações, mobilidade imperfeita de capitais, custos de transação, ineficiência de mercado e simplificações feitas nos testes empíricos.

Como solução a alguns dos problemas apresentados, alguns autores apresentam modelos generalizados da UIP. Wadhwani (1999) modela o *prêmio de risco* em função de variáveis “como desemprego e crescimento”. Na mesma linha, Muinhos, Freitas e Araújo (2001) apresentam um modelo de UIP com fundamentos em que as expectativas da taxa de câmbio real são ancoradas em função de um conjunto de variáveis reais. A condição de longo prazo é o valor do câmbio real que equilibra a balança de pagamentos e supõe que não haja variação nas reservas externas.

Com o objetivo de estimar adequadamente a taxa de câmbio nominal há que se considerar alterações na **Equação 1** que tenham maior respaldo empírico. Em particular, deve-se flexibilizar a forma como o diferencial da taxa de juros e o prêmio de risco afetam a depreciação cambial. Com este intuito, na Seção 2.2 será desenvolvida uma especificação derivada da UIP em que esta possa se adaptar aos valores ocorridos.

Na mesma seção, será testado o poder de previsão desse modelo em comparação ao poder de previsão em que se considera que a taxa de câmbio nominal segue um processo de *random walk*. Na Seção 2.3 será apresentado um modelo para a endogenização do prêmio de risco, de forma que este capte as percepções de risco soberano geradas por variações de indicadores fiscais, de comércio exterior e de solvência e liquidez, evitando-se assim a “camisa de força” da UIP.

2.2. Taxa de Câmbio Nominal

É possível que as corretas taxas de juros nominal doméstica e estrangeira a serem utilizadas na UIP sejam combinações lineares dos rendimentos de vários ativos brasileiros e americanos, respectivamente. Porém, por simplificação, será considerado que o diferencial dessas taxas seja função linear do diferencial entre a taxa Selic e a Federal Funds. De maneira análoga, pode-se considerar que o verdadeiro prêmio de risco soberano a ser utilizado na UIP seja função linear do *spread* do C-Bond² em relação ao *US Treasury*. Essas considerações estão representadas pelo **Sistema 2**:

$$\begin{aligned} i_t - i_t^f &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + u_t \\ x_t &= \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{SCBond}_t + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

onde:

Selic_t	é o logaritmo natural da taxa Selic média no período t : $\ln(1 + \text{Selic}\%)$;
FFunds_t	é o logaritmo natural da taxa Federal Funds, dos EUA, média no período t : $\ln(1 + \text{FedFunds}\%)$;
SCBond_t	é o logaritmo natural do spread entre o rendimento do C-Bond e do Título do Tesouro americano (<i>US Treasury</i>) médios no período t : $\ln\left(\frac{1 + \text{Re ndim}_t^{\text{C-Bond}}}{1 + \text{Re ndim}_t^{\text{US.Treasury}}}\right)$;
$\left. \begin{matrix} u_t \\ v_t \end{matrix} \right\}$	são componentes de erro, supostamente ruídos brancos.

Nesse ponto, podem-se substituir as equações descritas no **Sistema 2** na **Equação 1** e escrevê-la na forma de primeira diferença, como na **Equação 3**, uma vez que não se

² Escolheu-se o C-Bond por três motivos: primeiro, por ser o título com a série mais longa disponível à época do presente estudo; segundo, por ser seu vencimento em abr/2014, seu preço não está viesado pela proximidade do vencimento; e terceiro, o poder de explicação do spread do C-Bond foi melhor que o de outras medidas de risco testadas.

pôde rejeitar a hipótese nula de que a série de taxa de câmbio nominal apresenta uma raiz unitária no período compreendido entre Maio/1999 e Dezembro/2001³.

$$E_t \Delta e_{t+1} - \Delta e_t = \alpha_1 \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) - \beta_1 \cdot \Delta(\text{SCBond}_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

$\Delta \cdot$ é o operador primeira diferença. Ex: $\Delta \phi_t = \phi_t - \phi_{t-1}$;

$\Delta[E_t(e_{t+1})]$ foi aproximado por $E_t \Delta e_{t+1}$;

ε_t é a combinação de componentes de erros $(u_t - u_{t-1} - v_t + v_{t-1})$.

Para modelar o componente $E_t \Delta e_{t+1}$, considerou-se por simplicidade a função descrita a seguir. Devido ao fato de que essa expectativa é formada com informações conhecidas até o instante t , a antecedência mais recente para explicá-la é no período $t-1$. Incorporando um diferencial de inflação, considerando o IPCA e o PPI americano, à formação da expectativa, pode-se chegar a especificação descrita no **Sistema 4**.

$$\begin{aligned} \Delta e_{t+1} &= \gamma_1 \cdot \Delta e_{t-1} + \gamma_2 \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + z_t \\ \therefore E_t \Delta e_{t+1} &= \gamma_1 \cdot \Delta e_{t-1} + \gamma_2 \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) \end{aligned} \quad (4)$$

onde: z_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Substituindo o último resultado na **Equação 3**, chega-se à **Equação 5**. Considerando a não existência de movimentos de longo prazo do diferencial de taxas de juros e do prêmio de risco, a variação de longo prazo de Δe_t será conforme descrito na **Equação 6**. Pode-se impor, à **Equação 5**, uma condição de equilíbrio baseada na hipótese de paridade do poder de compra (PPP), em que a variação de equilíbrio da taxa de câmbio nominal se iguala ao diferencial de inflação de longo prazo $(\pi_{lp} - \pi_{lp}^f)$. Para tanto, basta a imposição da restrição de coeficientes: $\gamma_2 = (1 - \gamma_1)$. Substituindo esta restrição na **Equação 6**, é fácil a verificação de que a variação de equilíbrio da taxa de câmbio nominal é $\Delta e_{eq} = (\pi_{lp} - \pi_{lp}^f)$. Chega-se então à **Equação 7**, que deve ser estimada, uma vez considerando que o componente de erro segue um processo de ruído branco.

³ Este é o período amostral com as quais as estimações foram realizadas. As estatísticas dos testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips-Perron foram 1,57 e 1,14 respectivamente, enquanto que o valor crítico (10%) é -1,62.

$$\Delta e_t = \gamma_1 \cdot \Delta e_{t-1} - \alpha_1 \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + \beta_1 \cdot \Delta \text{SCBond}_t + \gamma_2 \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + \varepsilon_t^* \quad (5)$$

onde: ε_t^* é a combinação de componentes de erros $-(u_t - u_{t-1} - v_t + v_{t-1}) = -\varepsilon_t$.

$$\Delta e_{eq} = \frac{1}{1 - \gamma_1} \cdot \gamma_2 \cdot (\pi_{lp} - \pi_{lp}^f) \text{ Com a condição de que: } \gamma_1 < 1 \quad (6)$$

onde: foi considerado que os valores de longo prazo de $\Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t)$ e de ΔSCBond_t são iguais a zero.

$$\Delta e_t = \gamma_1 \cdot \Delta e_{t-1} - \alpha_1 \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + \beta_1 \cdot \Delta \text{SCBond}_t + (1 - \gamma_1) \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + \varepsilon_t^* \quad (7)$$

A **Equação 7** foi estimada, via TSLS⁴, com frequência mensal utilizando-se as variáveis ocorridas no período pós-flutuação do câmbio nominal, com exceção dos primeiros meses para evitarem-se ruídos decorrentes da mudança de regime. Embora a maioria das demais equações propostas para o modelo estrutural de maior escala ser de frequência trimestral, o uso de frequência mensal é justificado por melhor captar a dinâmica das séries em questão, pois oscilam e mudam de patamar rapidamente. Essa decisão implicará que aproximações deverão ser feitas para a compatibilização das frequências no que tange às simulações. Esses detalhes serão melhor comentados mais adiante nesse trabalho.

Todos os parâmetros estimados apresentaram o sinal esperado e os testes estatísticos indicaram boa aderência e significância. A **Tabela 1** mostra o resultado da estimação, incluindo as variáveis instrumentos utilizadas.

Aumentos do diferencial de juros geram apreciações cambiais enquanto aumentos no prêmio de risco estão associados a depreciações. Embora os parâmetros estimados para as *proxies* do *diferencial de juros* e do *prêmio de risco* sejam significantes, seus

⁴ Há o argumento de que o prêmio de risco e a taxa Selic seriam endógenos ao sistema e, dessa maneira, a estimação da Equação 7 foi realizada via mínimos quadrados de dois estágios. Mesmo considerando o fato de que, após a adoção do regime de metas para a inflação, a política monetária é realizada somente em vistas para a meta de inflação, sem compromisso algum com o nível ou variação da taxa de câmbio nominal, resolveu-se pela estimação da Equação 7 utilizando uma defasagem para a taxa Selic como instrumento. Também foram utilizadas como instrumentos para o prêmio de risco o saldo de transações correntes (% PIB), a dívida líquida total do setor público (% PIB) e reservas estrangeiras (% PIB), variáveis estas que melhor explicarão o prêmio de risco na Seção 2.3.

valores absolutos são bem maiores que 1. Quanto ao resíduo da estimação, várias estatísticas de teste indicam um processo de ruído branco⁵.

Tabela 1 Resultados Estimados Para a Equação 7

Método: <i>TSLS</i>		Amostra: <i>Maio/1999 à Dezembro/2001</i>		
Instrumentos:				
$\Delta e_{t-1}, \Delta(Selic_{t-1} - FFunds_t), (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f), \Delta(DLT/PIB_t), TCor/PIB_t$ e Res/PIB_{t-1}				
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
γ_l	0,513	0,116	4,423	0,000
$\Delta(Selic_t - FFunds_t)$	-9,238	3,554	-2,599	0,015
$\Delta SCBond_t$	49,938	8,991	5,554	0,000
R ² = 0,672		R ² _{Ajust.} = 0,649		

Os coeficientes estimados de α_1 e β_1 apresentaram valores absolutos acentuadamente mais altos que 1, esperados pela relação de não-arbitragem. Porém nada nos garante que a taxa de câmbio real estimada convirja para um valor de equilíbrio de longo prazo, devido ao curto período da amostra e ao fato de os juros domésticos e o risco soberano estarem, durante todo o período de estimação, apresentando valores considerados acima do valor suposto para o equilíbrio destas variáveis.

Como exercício para comparar as projeções do modelo estimado com as projeções obtidas assumindo que a taxa de câmbio nominal segue, na verdade, um processo de *random walk*, projetou-se a taxa de câmbio de janeiro a dezembro de 2001 com observações da taxa de câmbio limitadas a dezembro de 2000. Nesse contexto, estimou-se a **Equação 7** com observações ocorridas de maio de 1999 a dezembro de 2000, objetivando-se uma estimação que utilizasse 20 observações. Em seguida projetou-se a taxa de câmbio para os meses seguintes fixando as variáveis exógenas (diferencial de juros, inflação e prêmio de risco) nos valores ocorridos em dezembro de 2000, porém

⁵ Tanto seu correlograma quanto o correlograma dos resíduos quadrados indicaram que não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma. A estatística teste de Jarque-Bera foi igual a 0,42 ($p = 0,81$), não rejeitando a hipótese nula de que o resíduo apresenta distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até 2 períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula que o resíduo não apresenta correlação serial: $F = 2,21$ ($p = 0,13$) e

utilizando os valores previstos da taxa de câmbio, ao invés dos ocorridos, no termo autoregressivo. Para as estimações feitas a partir da hipótese de *random walk*, fixou-se as previsões da taxa de câmbio no último valor observado⁶, ou seja, no de dezembro de 2000.

Para avaliar as projeções obtidas pelas duas hipóteses, mediu-se o somatório dos desvios quadrados (SDQ) das projeções em relação aos valores ocorridos nos 12 meses seguintes, de janeiro a dezembro de 2001. Enquanto o SDQ medido para as projeções *random walk* foi de 0,497, o SDQ medido para as projeções do modelo foi de 0,262, aproximadamente a metade da outra medida.

2.3. Prêmio de Risco

Como apontado anteriormente, Wadhvani (1999) comenta que a relação tradicional da UIP é uma “...camisa de força que obriga variáveis como desemprego e crescimento a somente afetar as taxas de câmbio por meio das taxas de juros.” Nesse sentido, ele apresenta um modelo generalizado da UIP em que considera a proxy do prêmio de risco como função linear do hiato entre a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real de equilíbrio. E modela o hiato como função dos diferenciais da razão do déficit em transações correntes sobre PIB, da taxa de desemprego, da razão das reservas internacionais sobre PIB e dos níveis de inflação. Na mesma linha, Muinhos, Freitas e Araújo (2001) apresentam um modelo de UIP com fundamentos em que a condição de longo prazo é o valor do câmbio real que equilibra a balança de pagamentos e supõe que não haja variação nas reservas externas.

A literatura aconselha vários indicadores para explicar a percepção de risco soberano, que é o objetivo dessa seção. Porém, é preciso utilizar um critério parcimonioso. Segundo as palavras de Min (1998), deve-se utilizar indicadores econômicos “...que meçam a performance econômica doméstica e internacional de um país e [que meçam] choques exógenos que afetem a liquidez e solvência de países em desenvolvimento.” Uma vasta literatura indica processos de modelagem do spread de títulos soberanos e os mecanismos de contágio financeiro. Como exemplo, podem-se

obs*R² = 1,93 (p = 0,38). E, pelo teste de heteroscedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula que o resíduo não é heteroscedástico: F = 1,17 (p = 0,41) e obs*R² = 21,77 (p = 0,35).

citar os trabalhos de Edwards (2000), Araújo e Flôres Júnior (2001), Min (1998), Eichengreen e Mody (1998), Eaton, Gersovitz e Stiglitz (1986) e García, García, Magendzo e Restrepo (2002).

Baseando-se nesses trabalhos, decidiu-se por estimar uma equação para explicar o *spread* do C-Bond, utilizado na **Equação 7**, de forma a captar as percepções de risco soberano geradas por variações de indicadores fiscais, de comércio exterior e de solvência e liquidez. Um conjunto de candidatos à explicação do *prêmio de risco* foi então construído, envolvendo a Dívida Líquida do Setor Público⁷ (% PIB), Déficit Primário do Setor Público (% PIB), Reservas (% PIB), Saldo em Transações Correntes (% PIB), Exportações sobre Dívida externa Privada, Importações sobre Reservas, Corrente de Comércio (% PIB) e volatilidade da Taxa de Câmbio Nominal⁸.

Desejando-se utilizar um critério parcimonioso, foi preciso ater-se às variáveis que se mostrassem relevantes evitando-se, no entanto, a tendência de *over fitting*. Também foi preciso, no processo de estimação, que se observasse sua adequação para as simulações que seriam feitas, uma vez que grande parcela das variáveis explicativas é determinada de maneira endógena com frequência trimestral. Conforme já adiantado anteriormente, esses detalhes serão mais bem explicados mais adiante.

No melhor modelo estimado, os indicadores Reservas (% PIB), Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) e Saldo em Transações Correntes (% PIB) mostraram-se significantes e representativos das 3 classes de indicadores mencionados: de solvência/liquidez, fiscais e de comércio exterior, respectivamente⁹. Na **Equação 8**, pode-se verificar a especificação utilizada e, na **Tabela 2**, são mostrados os resultados da estimação, estimada via TSLS¹⁰.

⁶ Segundo a hipótese de random walk, a melhor estimativa para a taxa de câmbio nominal em qualquer período futuro é o último valor observado.

⁷ Interna, Externa e Total.

⁸ Medida pelo desvio padrão da taxa numa janela dos últimos 6 meses.

⁹ Contra intuitivamente, a volatilidade da taxa de câmbio nominal não se apresentou significativa para explicar o prêmio de risco.

¹⁰ Para evitar problemas de endogeneidade das reservas estrangeiras, utilizaram-se a primeira e segunda defasagem desta variável como instrumentos, além da primeira diferença da taxa de câmbio defasada. Tanto o correlograma dos resíduos quanto o dos resíduos quadrados indicam que não há correlação intertemporal significativa entre os mesmos. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até 2 períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula que o resíduo não apresenta correlação serial: $F = 1,59$ ($p = 0,21$) e $obs \cdot R^2 = 0,31$ ($p = 0,86$). E, pelo teste de heteroscedasticidade de White,

$$SCBond_t = a_0 + a_1 \cdot SCBond_{t-1} + a_2 \cdot \Delta Res / PIB_t + a_3 \cdot \Delta DLT / PIB_t + a_4 \cdot TCor / PIB_t + \eta_t \quad (8)$$

onde:

Res/PIB_t é a razão do nível de Reservas Internacionais (%PIB) acumulado de 12 meses, no período t;

DLT/PIB_t é a razão da Dívida Líquida Total do Setor Público (%PIB) acumulado de 12 meses, no período t;

TCor/PIB_t é a razão do Saldo de Transações Correntes (%PIB) acumulado de 12 meses, no período t;

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Tabela 2 Resultados Estimados Para a Equação 8

Método: TSLS		Amostra: Janeiro/1996 à Dezembro/2001		
Instrumentos:				
SCBond _{t-1} , Res/PIB _{t-1} , Res/PIB _{t-2} , ΔDLT/PIB _t , TCor/PIB _t e Δe _{t-1}				
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
Cte	-0,0004	0,0044	-0,0821	0,9348
SCBond _{t-1}	0,8597	0,0472	18,2134	0,0000
Δ Res/PIB _t	-0,8396	0,4274	-1,9646	0,0536
ΔDLT/PIB _t	0,1360	0,0788	1,7259	0,0890
TCor/PIB _t	-0,2536	0,1074	-2,3608	0,0212
R ² = 0,874			R ² _{Ajust.} = 0,867	

A estimação da equação do risco soberano apresentou resultados intuitivos e robustos. A intuição conduz ao raciocínio de que quanto maior o nível de Reservas Internacionais, maior a capacidade de honrar os compromissos assumidos a economia terá. Portanto, aumentos no nível das Reservas reduzem a expectativa de risco soberano, ou seja, espera-se que seu coeficiente estimado tenha sinal negativo. Seguindo o raciocínio, quanto maior a *Dívida Líquida do Setor Público* ou mais negativo o *Saldo em Transações Correntes*, maior a expectativa de risco soberano, sendo os sinais esperados para seus coeficientes positivo e negativo, respectivamente.

não se pode rejeitar a hipótese nula que o resíduo não é heteroscedástico: F = 0,91 (p = 0,54) e obs*R² = 11,24 (p = 0,51).

3. Estimação das Contas Externas

Uma série de regressões para as variáveis chaves do balanço de pagamento é apresentada nesta seção, dentro do esforço de incorporar o setor externo ao modelo estrutural da economia brasileira. As demais variáveis da balança de serviço e da conta de capital, com exceção de lucros, juros, investimento direto e empréstimos de longo-prazo, são consideradas exógenas.

Analogamente ao comentado na estimação do modelo para explicar o spread do C-Bond, como medida da percepção de risco soberano, utilizou-se o critério de parcimônia, uma vez que a literatura também aconselha uma série de indicadores para explicar as variáveis chaves da balança de pagamentos.

3.1. Balança Comercial

No caso da balança comercial, para diminuir o número de variáveis endógenas no modelo, optou-se pela estimação das equações dos índices de *quantum* de exportações e importações em termos agregados. Utilizaram-se os índices calculados pela Funcex, tanto os de *quantum* como os de preço em séries trimestrais. Para a previsão dos índices de preço, utilizaram-se modelos ARMA simplificados. A **Equação 9** apresenta a equação do índice de *quantum* de exportação estimada, com a amostra começando em 1988. Os coeficientes e outros testes estatísticos estão apresentados na **Tabela 3**.

$$\exp_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot \exp_{t-1} + \alpha_3 \cdot y_t^* + \alpha_4 \cdot \theta_{t-1} + \alpha_5 \cdot lpxt_t + \sum_j \alpha_j \cdot Seas_j + \alpha_6 \cdot D_{91:03} \quad (9)$$

onde:

exp_t	é o <i>quantum</i> de exportações no período <i>t</i> ;
y_t[*]	é o PIB mundial no período <i>t</i> , medido pelo logaritmo natural do índice de <i>quantum</i> das importações mundiais;
θ_t	é logaritmo natural da taxa de câmbio real no período <i>t</i> ;
lpxt_t	é o índice de preço das exportações totais no período <i>t</i> ;
Seas_j	é uma variável <i>dummy</i> de sazonalidade para o trimestre <i>j</i> ;
D_{91:03}	é uma variável <i>dummy</i> de pulso para 91:03.

Tabela 3 Resultados Estimados Para a Equação 9

Método: OLS		Amostra: 1988:01 a 2001:02 (trimestral)		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
Cte	-0.572	0.804	-0.711	0.481
\exp_{t-1}	0.559	0.081	6.865	0.000
y_{t-1}^*	0.445	0.085	5.249	0.000
θ_{t-1}	0.139	0.054	2.561	0.014
$lpxt_t$	-0.257	0.137	-1.874	0.067
Seas ₁	-0.090	0.024	-3.729	0.001
Seas ₂	0.151	0.026	5.822	0.000
Seas ₃	0.098	0.022	4.554	0.000
$D_{91:03}$	-0.239	0.056	-4.307	0.000
$R^2 = 0,954$		$R^2_{Ajust.} = 0,946$		

Há na literatura vários trabalhos que estimam as elasticidades de exportação com resultados semelhantes, principalmente as relacionadas à taxa de câmbio real e PIB mundial. Pastore e Pinotti (1999) e Gonzaga e Bevilaqua (1997) reportam valores similares para a elasticidade-produto externo da exportação de manufaturas. Porém, o valor estimado de 0,14 para a elasticidade-câmbio real das exportações totais é inferior ao de outros trabalhos acadêmicos. O trabalho do Pastore e Pinotti (1999), por exemplo, apresenta uma elasticidade-preço das exportações de 0,24, e aproximadamente o dobro para a demanda mundial (0,81).

A **Equação 10** apresenta a equação estimada para o índice de *quantum* de importação, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na **Tabela 4**. A série do *quantum* de importações apresenta uma quebra estrutural na primeira metade dos anos noventa, sendo necessária, por questão de estacionariedade, a introdução de *dummy* de nível, explicada em seguida.

$$\begin{aligned}
 imp_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot imp_{t-1} + \beta_2 \cdot y_t - \beta_3 \cdot \theta_{t-1} + \sum_j \beta_j \cdot Seas_j + \beta_4 \cdot D_{imp} + \\
 & + \sum_{aa:tt} \beta_{aa:tt} \cdot D_{aa:tt}
 \end{aligned} \tag{10}$$

onde:

imp_t é o *quantum* de importações no período *t*;

y_t	é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;
θ_t	é o logaritmo natural da taxa real de câmbio;
$Seas_j$	é uma variável dummy de sazonalidade para o trimestre j ;
D_{imp}	é uma variável dummy de nível que assume um valor 0 até 1993:4 e 1 após 1994:3, assumindo o valor 0,5 nos períodos intermediários;
$D_{aa:tt}$	são variáveis dummy de pulso para os trimestres 95:03, 97:01 e 99:01.

Tabela 4 Resultados Estimados Para a Equação 10

Método: OLS		Amostra: 1988:01 a 2001:02 (trimestral)		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
Cte	-3.077	1.610	-1.911	0.063
imp_{t-1}	0.568	0.081	7.039	0.000
y_{t-1}	1.170	0.413	2.831	0.007
θ_{t-1}	-0.191	0.082	-2.337	0.024
$Seas_1$	-0.102	0.038	-2.675	0.011
$Seas_2$	-0.016	0.036	-0.442	0.661
$Seas_3$	0.024	0.040	0.595	0.555
D_{imp}	0.332	0.099	3.367	0.002
$D_{95:03}$	-0.189	0.094	-2.004	0.051
$D_{97:01}$	-0.305	0.090	-3.382	0.002
$D_{99:01}$	-0.206	0.089	-2.302	0.026
$R^2 = 0,985$		$R^2_{Ajust.} = 0,982$		

O coeficiente estimado do câmbio real na **Tabela 4** é menor que os usualmente vistos na literatura. Por outro lado, a elasticidade-renda do índice de *quantum* das importações é mais próxima às obtidas por outros trabalhos similares. Pastore e Pinotti (1999) apresentam elasticidade-preço (-0,96) bem superior à encontrada aqui, mas a elasticidade-renda é de 1,02 (considerando o produto industrial). As estatísticas t obtidas nas **Equações 9 e 10** são bastante significativas.

3.2 Balança de Serviços

Por serem os juros e o lucro as variáveis mais relevantes na balança de serviço, as mesmas foram modeladas nesse trabalho¹¹. Não é comum encontrar estimações para

¹¹ Em breve serão também incorporadas no modelo as equações para transporte, seguros e viagens.

estas variáveis da conta de serviço na literatura acadêmica. A **Equação 11** apresenta a equação estimada dos juros líquidos, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados pela **Tabela 5**.

$$juro_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot juro_{t-1} + \alpha_3 \cdot juro_{t-2} + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \alpha_5 \cdot \theta_{t-1} + \alpha_6 \cdot emp_t + \alpha_7 \cdot trend + \sum_i \alpha_i \cdot D_i \quad (11)$$

onde:

- juro_t** é o logaritmo natural dos juros líquidos no período t, em dólares de 2000;
y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t;
θ_t é logaritmo natural da taxa de câmbio real no período t;
emp_t são os empréstimos de longo prazo no período t, em dólares de 2000;
trend é uma tendência para o tempo;
D_i são variáveis dummy de pulso para o Plano Collor, para o Plano Real e para os trimestres 89:03, 92:03, 93:04 e 97:01.

Tabela 5 Resultados Estimados Para a Equação 11

Método: OLS		Amostra: 1981:03 a 2000:01 (trimestral)		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
Cte	-0.335	1.792	-0.187	0.852
<i>juro_{t-1}</i>	-0.191	0.060	-3.208	0.002
<i>juro_{t-2}</i>	0.703	0.061	11.554	0.000
<i>y_{t-1}</i>	0.662	0.378	1.750	0.085
<i>θ_{t-1}</i>	0.115	0.136	0.849	0.399
<i>emp_{t-3}</i>	0.111	0.024	4.552	0.000
trend	-0.005	0.003	-2.065	0.043
<i>D_{89:03}</i>	0.520	0.160	3.245	0.002
<i>D_{92:03}</i>	-0.663	0.158	-4.204	0.000
<i>D_{93:04}</i>	-0.546	0.162	-3.366	0.001
<i>D_{97:01}</i>	-0.556	0.160	-3.483	0.001
<i>D_{P.Real(-1)}</i>	-0.801	0.160	-4.998	0.000
<i>D_{P.Collor(-2)}</i>	0.759	0.161	4.703	0.000
$R^2 = 0,862$		$R^2_{Ajust.} = 0,835$		

Dentre as variáveis explicativas dos juros, apresentadas na **Tabela 5**, a mais intuitiva é a dos empréstimos de longo prazo. A antecedência de 3 trimestres também

parece satisfatória. Porém, um aumento da atividade econômica doméstica parece exercer uma influência positiva do montante de juros enviados ao exterior.

A **Equação 12** apresenta a equação dos lucros líquidos estimada, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na **Tabela 6**.

$$\begin{aligned} lucro_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \theta_{t-1} + \alpha_2 \cdot y_{t-3} + \alpha_3 \cdot \Delta(FDI_{t-1}) + \alpha_4 \cdot dumFDI_t + \\ & + \alpha_5 \cdot trend + \sum_i \alpha_i \cdot Seas_i + \alpha_6 \cdot DUMMY_{96:02} \end{aligned} \quad (12)$$

onde:

- lucro_t** é o logaritmo natural dos lucros líquidos no período t, em dólares de 2000;
- θ_t** é logaritmo natural da taxa de câmbio real no período t;
- y_t** é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t;
- Δ(FDI_t)** é a primeira diferença do Foreign Direct Investment no período t, em dólares de 2000;
- dumFDI_t** é uma variável *dummy* de degrau que é 0 antes de 1996 e 1 a partir de 1997;
- trend** é uma tendência para o tempo;
- Seas_j** é uma variável *dummy* de sazonalidade para o trimestre j;
- D_{96:02}** é uma variável *dummy* de pulso para 96:02;

Tabela 6 Resultados Estimados Para a Equação 12

Método: OLS		Amostra: 1991:01 a 2001:01 (trimestral)		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	T	Valor P
Cte	65.812	11.776	5.589	0.000
θ _{t-1}	-2.762	0.356	-7.749	0.000
y _{t-3}	-11.590	2.551	-4.543	0.000
Δ(FDI _{t-1})	0.150	0.097	1.543	0.133
dumFDI _t	0.444	0.239	1.859	0.073
Trend	0.112	0.020	5.595	0.000
Seas ₁	0.651	0.193	3.364	0.002
Seas ₂	0.898	0.244	3.689	0.001
Seas ₃	0.466	0.179	2.603	0.014
D _{96:02}	-1.830	0.363	-5.041	0.000
R ² = 0,854		R ² _{Ajust.} = 0,811		

Apesar de o coeficiente estimado para a primeira diferença do investimento direto estrangeiro não ser muito significativo, seu sinal é intuitivamente correto. O significado da *dummy* é captar a quebra estrutural da série de FDI a partir de 1996. Um aumento na atividade econômica, pela equação acima, diminui o lucro enviado ao exterior, provavelmente devido ao aumento do reinvestimento.

3.3 Contas de Capital

Dentre as diversas variáveis da conta de capital, optou-se por estimar o investimento direto estrangeiro e o empréstimo de longo prazo. Além do fato de se ter conseguido regressões satisfatórias para estas variáveis, elas são utilizadas como explicativas na balança de serviços. Também não são comuns estimações destas variáveis em termos trimestrais na literatura.

A **Equação 13** apresenta a equação estimada do investimento direto estrangeiro, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na **Tabela 7**.

$$FDI_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot FDI_{t-1} + \alpha_3 \cdot \Delta(SCBond_{t-1}) + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \alpha_5 \cdot lucro_{t-1} \quad (13)$$

onde:

FDI_t é o Foreign Direct Investment no período *t*, em dólares de 2000;

Δ(SCBond_t) é a primeira diferença do spread do C-Bond no período *t*;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período *t*;

lucro_t é o logaritmo natural dos lucros líquidos no período *t*, em dólares de 2000.

Tabela 7 Resultados Estimados Para a Equação 13

Método: OLS		Amostra: 1994:03 a 2001:01 (trimestral)		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
cte	-18.840	8.663	-2.175	0.041
FDI_{t-1}	0.616	0.095	6.478	0.000
$\Delta(SCBond_{t-1})$	-14.936	4.015	-3.720	0.001
y_t	3.942	1.906	2.068	0.051
$lucro_{t-1}$	0.454	0.109	4.164	0.000
$R^2 = 0,904$			$R^2_{Ajust.} = 0,887$	

A presença do lucro e da primeira diferença do risco soberano na **Equação 13** é bastante relevante, tanto em termos de significância quanto em termos intuitivos. Um aumento do risco parece ser um indicador antecedente da diminuição deste tipo de investimento. Já um aumento da remessa de lucro incentiva novos investimentos. A **Equação 14** apresenta a equação estimada dos empréstimos de longo-prazo, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na **Tabela 8**.

$$emp_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot emp_{t-1} + \alpha_3 \cdot emp_{t-2} + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \sum_i \alpha_i \cdot D_i \quad (14)$$

onde:

emp_t são os empréstimos de longo prazo no período *t*, em dólares de 200;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período *t*;

D_i são variáveis dummy de pulso para plano Real e 96:04.

Tabela 8 Resultados Estimados Para a Equação 14

Método: OLS		Amostra: 1991:1 – 2001:1		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	T	Valor P
cte	-7.121	2.777	-2.564	0.014
emp_{t-1}	0.579	0.112	5.185	0.000
emp_{t-2}	0.209	0.107	1.955	0.057
y_{t-1}	1.873	0.671	2.792	0.008
$D_{96:04}$	1.106	0.329	3.358	0.002
$D_{P.Real}(-2)$	0.716	0.329	2.174	0.035
$D_{P.Real}(-3)$	-1.175	0.339	-3.462	0.001
$R^2 = 0,885$		$R^2_{Ajust.} = 0,870$		

É interessante observar que o nível de empréstimos de longo prazo é dependente da atividade econômica com uma defasagem.

A dívida líquida do setor público é, em parte, calculada endogenamente, sendo exógena apenas a série de superávit primário em relação ao PIB. Já as reservas externas são exógenas e também consideradas constantes no período em análise dado o regime de câmbio flexível.

4. Simulações

Para as simulações foi implementado um modelo usando os softwares Matlab/Simulink e Excel. Trata-se de um modelo integrado, onde a interface e alguns cálculos mais simples são realizados no Excel. Porém, os cálculos mais complexos e a resolução do modelo propriamente dito são realizados no Matlab/Simulink.

O modelo é dividido em dois blocos: um bloco principal, com frequência trimestral, onde estão a maioria das equações do modelo e um bloco auxiliar, com frequência mensal, onde estão as equações relativas ao câmbio nominal e ao prêmio de risco. A integração entre os dois blocos é feita de forma direta: a média em um trimestre dos valores de câmbio e risco, calculados pelo bloco mensal do modelo, é usada como entrada no bloco trimestral. Em contrapartida, no bloco de frequência mensal, é feita uma interpolação linear simples para as variáveis explicativas endógenas, quando determinadas trimestralmente.

Nas projeções, considerou-se um cenário considerado de equilíbrio (base) e dois outros alternativos, sendo um com um choque doméstico no prêmio de risco de 200 pontos básicos e outro choque de custo, na equação de Phillips, de 2%. Simulações de diversas variáveis, de acordo com cada cenário, podem ser observadas na Figura 1.

No cenário básico, o câmbio se aprecia com a queda do risco sem a ocorrência de choques externos ou internos. Porém, em seguida, volta a se depreciar devido à queda acentuada da taxa de juros que segue uma regra de *Taylor* normal. Como o período de estimação da UIP é bastante curto, e a taxa de juros não chega a estar no nível considerado de equilíbrio de longo prazo, portanto a taxa de câmbio real do final do período de estimação talvez não esteja convergindo para um nível de equilíbrio de longo prazo. A inflação tende a se estabilizar nos níveis de equilíbrio em razão da regra de *Taylor*.

Quando se supõe o choque interno, o risco sobe instantaneamente puxando também o câmbio e a inflação no trimestre seguinte, já os juros respondem no último trimestre caindo bem menos que no cenário básico. O câmbio, após o choque, fica praticamente estável até o final do período de análise.

Na análise do choque dos preços administrados, pode se observar um comportamento bastante parecido com o choque do risco nas variáveis: inflação, juros e hiato do produto. Este último sobe temporariamente no trimestre seguinte ao choque devido à redução nos juros reais no período em que o choque foi imposto. O câmbio nominal segue o mesmo comportamento do cenário básico, só terminando um pouco mais apreciado devido à diferença nas taxas de juros, que termina o período de análise um pouco acima do que no cenário básico.

5. Conclusão

Um dos principais resultados do trabalho se refere aos coeficientes estimados para a equação derivada da UIP (**Equação 7**). Seus valores absolutos apresentaram-se acentuadamente mais altos que os esperados pela relação de não-arbitragem, que teoricamente são iguais à unidade.

Porém, dado o curto período da amostra, e mesmo considerando o **Resultado 6**, que garante uma condição de equilíbrio baseada na diferença entre inflação interna e externa, nada garante que a taxa de câmbio real estimada convirja para o valor neutro de longo prazo. Esta conclusão é embasada pelo fato dos juros domésticos e o risco soberano estarem, durante todo o período de estimação, apresentando valores considerados acima do equilíbrio destas variáveis. Como solução, já está em andamento um projeto para a incorporação, na especificação da **Equação 7**, de um mecanismo de correção de erros para se atingir um câmbio real neutro que equilibraria a conta de transações correntes. Este projeto faz parte de um projeto mais abrangente para se construir um modelo maior, com novos blocos, como será comentado mais adiante.

A estimação da equação do risco soberano apresentou resultados intuitivos e robustos. Pela especificação apresentada, no curto prazo, as reservas internacionais, a dívida pública e a conta de transações correntes têm papel fundamental na explicação da percepção de risco soberano no Brasil. Acreditando porém que a especificação utilizada representa razoavelmente bem a realidade, no longo prazo existirá uma realidade ligeiramente diferente: considerando que, no regime de câmbio flutuante, a variação das reservas tende a se anular e considerando a existência de um *steady state* para o nível da dívida pública (% PIB) e da conta corrente (% PIB), o prêmio de risco soberano

dependerá somente do nível de equilíbrio desta última variável, uma vez que é a única que não está à primeira diferença.

As outras equações do setor externo também estão mostrando coeficientes significativos e com sinais esperados. E como era esperada, a percepção de risco soberano afeta o investimento direto estrangeiro.

Nas simulações realizadas, verificou-se uma sensibilidade talvez um pouco exagerada do câmbio à taxa de juros. Outra observação a ser relatada é a pouca influência dos choques na curva de Phillips no setor externo como um todo, principalmente nas trajetórias do câmbio nominal e do risco.

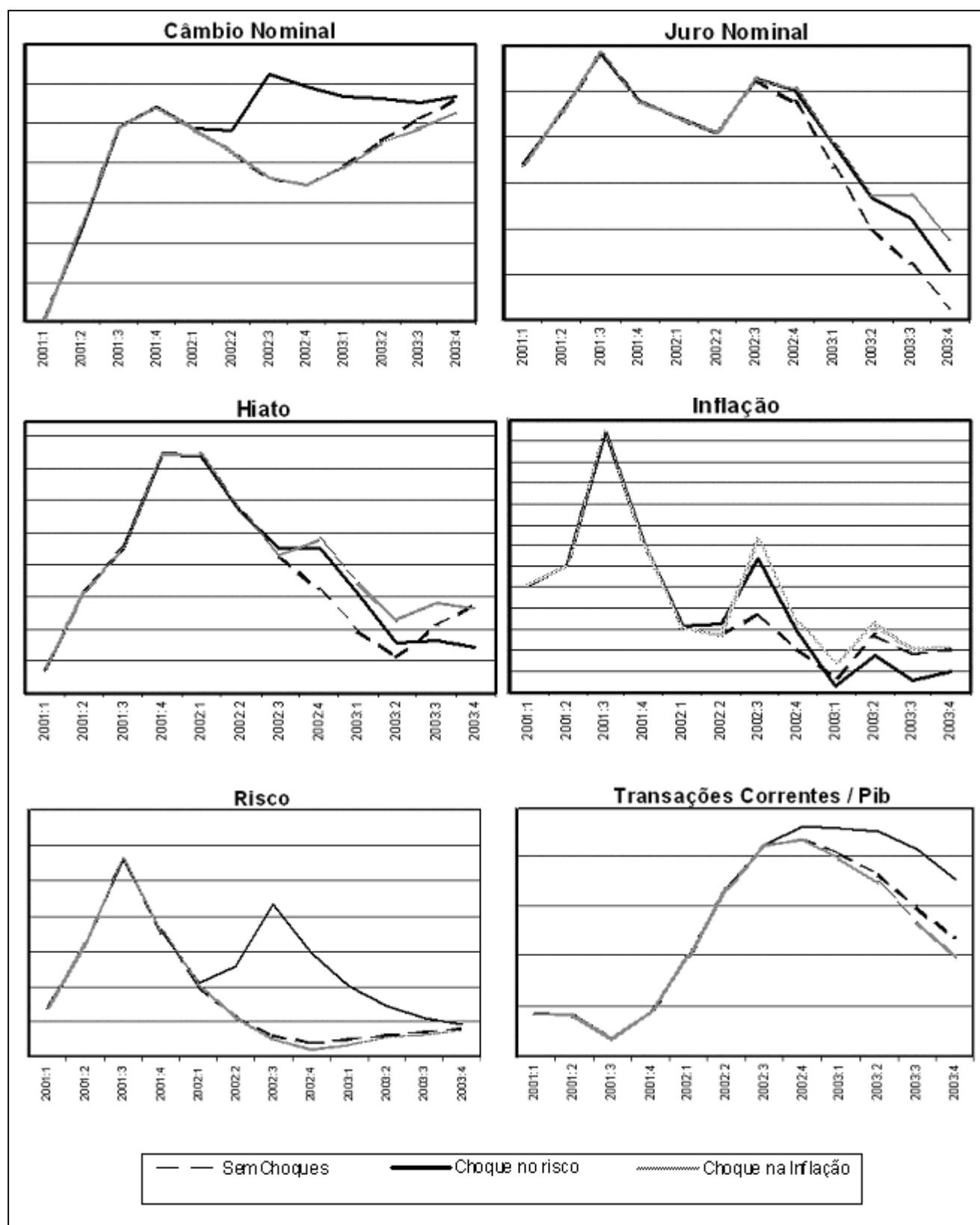
Os próximos desafios do modelo estrutural compreensivo é a incorporação de outros grandes blocos, projeto este que já está em andamento. Estes blocos incorporarão o PIP sob a ótica da demanda com a utilização de uma função de produção para o longo prazo, o lado fiscal e monetário/creditício e terão condições de equilíbrio geral dentre novas incorporações.

6. Bibliografia

- Agenor, Pierre-Richard and Montiel Peter (1996) “Development Macroeconomics” *Princeton University Press*
- Araújo Carlos H. e Flores Jr. Getúlio (2001) “Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia” *Banco Central do Brasil Working Paper Series nº11*
- Bansal, Ravi e Magnus Dahlquist (1999) . “The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies” *CEPR Discussion Paper 2169*
- Bogdanski, Joel, Tombini, Alexandre e Werlang Sergio (2000) “Implementing Inflation Targeting in Brazil” *Banco Central do Brasil Working Paper Series nº1*
- Eaton, Jonathan, Gersovitz, Maek e Stiglitz (1986) “The Pure Theory of Country Risk” *NBER Working Paper 1894*
- Eichengreen, Barry e Mody Ashoka (1998) “What Explains Changing Spread on Emerging-market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?” *NBER Working Paper 6408*
- Edwards, Sebastian (2000). “Interest Rate, Contagion and Capital Controls” *NBER Working Paper 7801*
- Frankel, Jeffrey A. e Andrew K. Rose (1994) “A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates” *NBER Working Paper 4865*
- Froot, Kenneth A. e R. H. Thaler (1990) “Anomalies: Foreign Exchange” *Journal of Economic Perspectives*, 4 (Summer 1990), 179-192
- García, Carlos, Pablo García, Igal Magendzo e Jorge Restrepo (2002) “A Medium-Sized Macroeconometric Model of the Monetary Transmission Mechanism in Chile” *Conferencia Modelos De Equilibrio General Para La Economía Chilena, organizado pelo Banco Central de Chile (Santiago, Abril/2002)*
- Gonzaga Gustavo e Bevilacqua Afonso (1997) “Relatório Consultoria da Banco Central do Brasil” *mimeo*
- King Alan (1998). “Uncovered Interest Parity: New Zealand’s post-deregulation experience” *Applied Financial Economics* 8, 495-503
- Reis, Eustaquio, Cavalcanti Marco Antônio, Castro, Alexandre Rossi Jr. Jose Araújo Emerson e Hernandez Beatriz (1999) “Model for Projections and Simulations of the Brazilian Economy” *IPEA Texto para Discussão nº 619*
- McCallum, Ben. (1994) “A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship” *Journal of Monetary Economics* vol. 33 pp 105-132

- Meredith, G. & Chinn, M (1998): “Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity” *NBER Working Paper 6797*
- Min, Hong G. (1998). “Determinants of Emerging Markets Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter” *World Bank mimeo*
- Muinhos, Marcelo & Freitas, Paulo e Araújo, Fabio (2001) “Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model” *Banco Central do Brasil Working Paper Series nº19*
- Pastore Afonso e Pinotti Maria Cristina (1999) “Boletim Periódico” *ACC Pastore Consultoria*
- Wadhwani, Sushil B. (1999) “Currency Puzzles” *LSE Lecture on 16 September 1999*

Figura 1 – Simulação do Modelo



Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini, and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: A Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | Jul/2000 |
| 5 | The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a Uma Pequena Economia
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |

13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil <i>Marcio Magalhães Janot</i>	Mar/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Mar/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i>	Mar/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Mar/2001
	Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Jul/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Abr/2001
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Abr/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i>	Mai/2001
20	Credit Channel without the LM Curve <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i>	Mai/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência <i>Pedro H. Albuquerque</i>	Jun/2001
22	Decentralized Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	Jun/2001
23	Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i>	Jul/2001
24	Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i>	Ago/2001
25	Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00 <i>Pedro Fachada</i>	Ago/2001
26	Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brazil <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Ago/2001
27	Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001

28	Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i>	Nov/2001
29	Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
30	Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
31	Algumas Considerações Sobre a Sazonalidade no IPCA <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
32	Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
33	Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation <i>André Minella</i>	Nov/2001
34	Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
35	Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
36	Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? <i>Barry Eichengreen</i>	Fev/2002
37	Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002
38	Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro <i>Frederico Pechir Gomes</i>	Mar/2002
39	Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio <i>Paulo Castor de Castro</i>	Mar/2002
40	Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas <i>Aloisio Araujo and Márcia Leon</i>	Abr/2002
41	Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i>	Jun/2002